

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO
INSTITUTO DE ECONOMIA
MONOGRAFIA DE BACHARELADO

**MARGENS DE LUCRO E CICLO ECONÔMICO:
UM ESTUDO EMPÍRICO – 1996-2007**

Diego Almeida Marques
Matrícula: 107385826
E-mail: diegomarquesbr@gmail.com

Orientador: Prof. Marcelo Resende
E-mail: mresende@ie.ufrj.br

Abril 2012

As opiniões expressas neste trabalho são de exclusiva responsabilidade do autor

Ao meu avô Juarez (in memoriam).

Agradeço este trabalho a Deus, pela sabedoria que me foi concedida; aos meus familiares, minha avó Maria Luiza, minha mãe Jeane, minha irmã Jessica e minha esposa Letícia, pelo apoio incondicional que me foi dado; aos meus amigos, André, Felipe, Paulo e Renan, pelas palavras e atitudes sinceras; e por fim ao meu professor Marcelo Resende, pelos ensinamentos, pelo tempo disponível e paciência.

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO.....	8
CAPÍTULO 1 – REVISÃO DA LITERATURA	11
1.1 – MODELO DE GREEN E PORTER.....	12
1.2 – MODELO DE ROTEMBERG E SALONER.....	16
1.3 – PRINCIPAIS TRABALHOS EMPÍRICOS	20
1.4 – EVIDÊNCIAS PARA O CASO BRASILEIRO.....	23
CAPÍTULO 2 – METODOLOGIA E BASE DE DADOS	26
2.1 – MODELOS ECONÔMICOS PARA PAINÉIS: ASPECTOS BÁSICOS	26
2.1.1 - <i>Efeitos Fixos</i>	28
2.1.2 - <i>Efeitos Aleatórios</i>	32
2.1.3 - <i>Modelo de Efeitos Fixos ou Aleatórios?</i>	33
2.2 – MODELO EMPÍRICO E DADOS UTILIZADOS.....	34
CAPÍTULO 3 – ANÁLISE DOS RESULTADOS	38
3.1 – RESULTADOS EMPÍRICOS E ANÁLISE.....	38
3.1.1 – <i>As Regressões e seus Resultados</i>	39
3.1.2 – <i>Interpretação dos Resultados</i>	42
3.2 – RESULTADOS COMPARADOS.....	45
CONCLUSÃO.....	47
BIBLIOGRAFIA	49
APÊNDICE A – ÍNDICE DE LERNER.....	51
APÊNDICE B – MÉTODO DO ESTOQUE PERPÉTUO	53

LISTA DE TABELAS E QUADROS

TABELA 1: RELAÇÃO DAS INDÚSTRIAS ESTUDADAS	37
TABELA 2: CORRELAÇÃO ENTRE AS VARIÁVEIS	38
TABELA 3: ANÁLISE DO MODELO COM SETORES AGRUPADOS PELO ÍNDICE DE CONCENTRAÇÃO.....	43
QUADRO 1: RESULTADO DA REGRESSÃO PARA EFEITOS ALEATÓRIOS....	39
QUADRO 2: RESULTADO DA REGRESSÃO PARA EFEITOS FIXOS	40
QUADRO 3: TESTE DE ESPECIFICAÇÃO DE HAUSMAN	42

RESUMO

O presente trabalho trata da análise do comportamento das margens de lucro das indústrias brasileiras mediante ciclos econômicos. Sua principal diferença dos estudos anteriores deste tema para o país é a utilização da variável de intensidade de propaganda como diferenciação de produto, apesar de ser realizada uma análise setorial. Infelizmente os resultados obtidos não permitem inferir uma relação entre as margens de lucro e o ciclo econômico devido a não significância das variáveis no modelo utilizada para a regressão.

ABSTRACT

The present work deals with the analysis of the behavior of profit margins of Brazilian industries through economic cycles. Its main difference from previous studies of this issue for the country is the use of variable intensity of advertising as product differentiation, although a sector analysis is performed. Unfortunately the results do not indicate a relationship between profit margins and the business cycle due to non-significance of the variables in the model used for regression.

INTRODUÇÃO

Se oligopolistas são capazes de alcançar resultados coletivos que se aproximam de um comportamento monopolista, é uma questão de considerável debate no campo teórico da economia industrial; sua relevância para políticas públicas é clara. Recentes estudos teóricos sobre superjogos de oligopólio têm demonstrado que, para uma vasta gama de situações, oligopolistas tem a possibilidade de aproximar resultados cooperativos em jogos que são (estruturalmente) não cooperativos.

No presente estudo analisamos de forma empírica o comportamento de preços e margens de lucro de 234 setores industriais brasileiros ao longo de ciclos econômicos orientado pela aplicação de jogos repetidos infinitamente que envolvem comportamento oligopolista. Para isso serão examinados dois recentes modelos de superjogos, jogos repetidos infinitamente, que constituem motivações teóricas deste estudo: o modelo de Green e Porter (1984) e o de Rotemberg e Saloner (1986). Ambos analisam estruturas de mercado semelhantes, porém alcançam resultados opostos quanto ao comportamento dos lucros ao longo do tempo. O modelo de Green e Porter (1984) resulta que preços e taxas de lucro deveriam exibir comportamentos pro-cíclicos, se as firmas não observam perfeitamente os choques de demanda enquanto Rotemberg e Saloner (1986) prevêm que os preços e taxas de lucro deveriam exibir comportamentos contra-cíclicos dado que são capazes de observar o comportamento da demanda.

Conforme Silva Júnior e Suyama (2002) apontam, recentemente tem havido um novo interesse no foco em nível de pesquisa teórica e empírica na aplicação de superjogos a comportamento de oligopólio. Uma razão é a importância do comportamento dos preços em modelos de estratégia-gatilho em resposta à demanda agregada, que são de particular relevância para as considerações de políticas públicas. A relevância do tema para políticas públicas torna-se mais clara quando avaliamos como um considerável debate teórico, em economia industrial, a questão quanto à capacidade de oligopolistas alcançarem resultados coletivos semelhantes aos de um monopolista. Recentes trabalhos teóricos sobre superjogos demonstram que, para uma ampla gama de situações, oligopolistas podem ser capazes de aproximar os resultados de cooperação em jogos que são (estruturalmente) não-cooperativos (Domowitz, Hubbard e Petersen, 1987).

Portanto, trataremos de identificar para o caso brasileiro a relação entre concentração industrial e o comportamento dos preços e das margens de lucro nos setores industriais dado que oligopólios podem gerar resultados que auxiliam a sociedade no desenvolvimento de políticas públicas para tratar com as consequências geradas por suas práticas.

De forma geral pretendemos verificar a relação entre concentração industrial e o comportamento dos preços e das margens de lucro nos setores industriais brasileiros analisados, contrastando o resultado dos dois modelos que serão utilizados (Green e Porter e o de Rotemberg e Saloner). Especificamente, pretende-se reconhecer o caso brasileiro como semelhante a um dos modelos analisados e identificar o movimento de preços e lucros ao longo de ciclos econômicos como consequência da estrutura de mercado dos setores industriais.

Nos trabalhos anteriores a este estudo foram encontradas evidências de que o modelo que apresenta a melhor previsão para o caso brasileiro é o de Green e Porter, ou seja, os movimentos de preços e margens de lucro dos setores industriais brasileiros, como um todo, são pró-cíclicos. No entanto, na presente análise, não foi possível identificar uma ou outra teoria em relação ao comportamento dos lucros devido aos resultados não significantes estatisticamente das variáveis observadas.

A metodologia está pautada em revisão e pesquisa bibliográfica em livros e publicações especializadas para suporte na abordagem teórica do tema. Serão usados dados setoriais (4 dígitos – CNAE4) da PIA (Pesquisa Industrial Anual), produzidos pelo IBGE para cálculo das margens de lucro e das intensidades de capital e propaganda; índices de concentração fornecidos como tabulação especial do IBGE; e dados ainda não publicados da FGV para cálculo do grau de utilização da capacidade dos setores industriais. Um teste empírico das previsões destes modelos em particular, e de superjogos de oligopólio em geral, é melhor realizada com dados em painel. (Domowitz, Hubbard e Petersen, 1987). Essas variáveis serão estruturadas na forma de dados em painel para aplicação dos modelos econométricos, que serão rodados no ambiente STATA® na versão 11.

No capítulo 1 abordamos as premissas básicas da Teoria dos Jogos que nos permitam desenvolver as teorias sobre o comportamento das margens de lucro. Assim, partimos de uma revisão da literatura desde a definição de jogos repetidos até a apresentação do modelo de oligopólio para produtos homogêneos de Cowling e Waterson, desenvolvido em 1976, e as considerações de parametrizações do parâmetro

não observável desse modelo. Adicionalmente, serão delineadas as duas principais teorias a que esse estudo se refere e em seguida dedicaremos duas seções a exposição dos principais estudos a respeito da idéia deste trabalho, tanto internacionalmente quanto no âmbito nacional, respectivamente.

O capítulo 2 é dedicado a apresentação das questões metodológicas do modelo estimado e está dividido em duas partes: a primeira discute os aspectos básicos de modelos em painel e termina com um resumo da análise sobre a escolha do tipo de modelo a ser usado. Na segunda discute-se o modelo empírico estimado e a definição das variáveis utilizadas bem como suas construções e fontes de dados.

No capítulo 3 são apresentadas as análises e os resultados obtidos a partir do modelo estimado. Inicialmente serão apresentadas as regressões, seus resultados e interpretações. Em seguida comparam-se os resultados encontrados aqui com os dos outros estudos para o caso brasileiro. E, finalmente, é apresentada uma conclusão com as conclusões gerais do estudo e possibilidades de pesquisas futuras.

CAPÍTULO 1 – REVISÃO DA LITERATURA

Neste capítulo pretende-se apresentar uma visão geral da literatura produzida que versa sobre o tema da influência das variações de demanda sobre o comportamento das margens de lucro e dos preços dos setores industriais. Além disso, alguns conceitos primários devem ser definidos para um melhor entendimento da questão central desse estudo, conforme abaixo.

Recentes desenvolvimentos, em teoria dos jogos, concentrados em comportamento oligopolista enfatizam o papel que os choques de demanda a nível setorial desempenham afetando a lucratividade de firmas e setores industriais. Os influentes modelos de superjogos de Green e Porter (1984) e de Rotemberg e Saloner (1986), discutidos, a seguir, nas duas primeiras seções do capítulo, indicam que *trade-offs* entre ganhos instantâneos e de longo prazo dependem do estágio do ciclo econômico. Estes modelos, que são o foco teórico central desse estudo, são chamados de superjogos porque utilizam a abordagem de teoria de jogos repetidos para um horizonte infinito de tempo. Também fazem uso do conceito de estratégia gatilho e preveem resultados distintos, um do outro, quanto ao comportamento de preços e margens de lucro relativo ao momento do ciclo econômico.

Diversos estudos têm usado as hipóteses e previsões desses dois modelos para investigar as evidências da relação entre preços e lucros com ciclos econômicos, inclusive para o caso brasileiro cujos estudos ainda são escassos. Uma perspectiva geral acerca desses estudos (autores, períodos, países, setores, principais variáveis explicativas e resultados) será vista nas duas últimas seções do capítulo.

Jogos repetidos têm como tema central o fato de ameaças críveis ou promessas a respeito do comportamento futuro influenciarem o comportamento presente (Gibbons, 1992). Os resultados de jogos repetidos infinitamente não podem ser simplesmente a soma dos *payoffs* (resultados) de cada período quando se admite que os agentes descontam o tempo. O valor atual de um futuro *payoff* é chamado de valor presente desse *payoff* que é construído a partir de um dado valor de desconto, δ (significa que receber um *payoff* π no próximo período é $\delta\pi$ pior do que agora, receber um *payoff* π daqui a dois períodos é $\delta^2\pi$ pior do que agora, e assim por diante). Costuma-se aproximar $\delta^2\pi$ por $1 / (1+r)$, onde r representa a remuneração de π ¹. Portanto, o

¹ Ver Gibbons (1992), p. 68-71.

resultado de jogos repetidos infinitamente, ou o valor presente de uma sequência infinita de *payoffs* é dado por

$$\pi_1 + \delta\pi_2 + \delta^2\pi_3 + \dots = \sum_{t=1}^{\infty} \delta^{t-1}\pi_t \quad (1.1)$$

Conforme aparece em Domowitz *et. al.* (1987), o conceito de estratégia gatilho foi discutido inicialmente com respeito a jogos repetidos baseados no dilema dos prisioneiros, em que os jogadores precisam cooperar a fim de obter os melhores *payoffs* para ambos em todos os períodos. Gibbons (1992) discute esse conceito sobre o mesmo tipo de jogo e define uma estratégia gatilho como a estratégia em que se os jogadores começam cooperando e cooperam em todos os períodos $t-1$, então, eles continuam cooperando em t , caso contrário, adotam uma solução não cooperativa que significa uma reversão permanente para o equilíbrio de Nash do jogo do estágio.

Nesse sentido, os dois principais modelos citados demonstram uma maneira de evitar que alguma firma (jogador) tenha incentivos para desviar da solução cooperativa, ou seja, infringir o conluio, e caso isso aconteça, demonstram que uma reversão deve ocorrer em direção a uma solução não cooperativa, ou seja, abandonando a solução oligopolista e adotando a solução de Cournot (ou de Bertrand conforme o modelo), onde se supõe que as firmas escolham suas quantidades de produção simultaneamente.

Vistos estes conceitos primários, podemos agora seguir em frente quanto aos próprios modelos de Green e Porter (1984) e Rotemberg e Saloner (1986), as questões de desenvolvimento da teoria em relação a geração de um modelo empírico, e aos estudos recentes relacionados ao tema.

1.1 – Modelo de Green e Porter

Green e Porter (1984) desenvolvem seu modelo a partir da hipótese de que flutuações na demanda não são observadas diretamente pelas firmas o que leva a um desempenho instável da indústria. Intuitivamente as firmas se comportarão como monopolistas enquanto os preços permanecerem altos, mas reverterão para um comportamento de Cournot, durante um tempo, se os preços caírem. Especificamente, assume-se que as firmas acordam um preço de gatilho com o qual comparam o preço de

mercado quando definem sua produção. Sempre que o preço de mercado estiver abaixo do preço de gatilho quando as firmas estiverem agindo como monopolistas, reverterão para um comportamento de Cournot por algum período fixo de tempo antes de retomarem sua conduta monopolística. Para a quota produzida, de monopólio, ser ação ótima não-cooperativa das firmas, a perda marginal esperada nos lucros futuros de um possível gatilho para uma reversão aos níveis de Cournot deve estar em perfeito equilíbrio (em termos do valor presente descontado) com o ganho sobre o excesso de produção.

As características das indústrias observadas nesse modelo são as que seguem. A indústria é estável ao longo do tempo. A estabilidade temporal é requerida, conforme os autores, se a hipótese que as firmas têm expectativas racionais – uma hipótese que fundamenta o uso do equilíbrio de Nash – deve ser crível.

Assume-se que a quantidade produzida é a única variável de decisão que as firmas podem manipular². Em particular, as firmas não deveriam ter a possibilidade de diferenciar seus produtos ou dividir regionalmente seus mercados. Com isso, assume-se também que os produtos são homogêneos e, portanto possuem um preço de mercado comum. O conhecimento sobre a produção presente e passada é privado para cada firma, mas informações sobre a indústria e seu ambiente são públicas. Por exemplo, o equilíbrio de Nash pressupõe a hipótese de que as firmas têm uma boa ideia da função de custo de seus competidores.

E por último, a hipótese de informação imperfeita, sobre a informação que as firmas usam para monitorar o estado do cartel: se está operando em oligopólio ou Cournot. Essa informação deve ser imperfeitamente correlacionada com a conduta das firmas, caso contrário, nunca ocorrerão reversões. As firmas monitoram o preço de mercado, o qual reflete imperfeitamente os níveis de produção das firmas competidoras.

Formalmente, o modelo é descrito como segue. Consideramos um oligopólio de n firmas que produzem produtos homogêneos com o objetivo de maximizar o valor presente de seus lucros futuros. As firmas são neutras ao risco e maximizam

$$E \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \pi_i(x_{it} p_t) \right] \quad (1.1.1)$$

² Ver Tirole (1988), p. 262-264, para versão de Green e Porter com preço como variável de decisão.

onde β é o fator de desconto, π_i é o lucro da firma i , x_{it} é a quantidade produzida pela firma i no período t e p_t é o preço no período t .

O preço observado é

$$p_t = \theta_t p \left(\sum_{i=1}^n x_{it} \right) \quad (1.1.2)$$

onde as variáveis aleatórias θ_t são independentes e identicamente distribuídas (i.i.d.) e têm função distribuição de probabilidade representada por F tendo uma função de densidade f contínua. $E(\theta_t) = 1$. Cada θ_t é um choque de demanda que as firmas não podem observar diretamente.

Um espaço de estratégias para a firma i é uma seqüência infinita $s_i = (s_{i0}, s_{i1}, \dots)$, onde s_{i0} determina o nível de produção inicial x_{i0} , e s_{it+1} determina o i -ésimo nível de produção no período $t+1$ como uma função dos preços passados, $s_{it+1}(p_0, \dots, p_t) = x_{it+1}$.

Então, um equilíbrio de Nash é um perfil de estratégia (s_1^*, \dots, s_n^*) que satisfaz

$$\begin{aligned} E_{s_1^* \dots s_i \dots s_n^*} \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \pi_i s_{it} \left((p_0, \dots, p_{t-1}), p_t \right) \right] \leq \\ E_{s_1^* \dots s_i^* \dots s_n^*} \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \pi_i s_{it}^* \left((p_0, \dots, p_{t-1}), p_t \right) \right] \end{aligned} \quad (1.1.3)$$

para qualquer firma i e estratégias factíveis s_i . Ou seja, o valor esperado dos lucros futuros das firmas é tal que elas não tenham incentivos a desviar unilateralmente.

Para entender a atuação estratégica das firmas basta, agora, verificarmos o conceito de estratégia gatilho. As firmas, inicialmente, produzirão suas respectivas quotas de produção do conluio, agirão cooperativamente, e o farão até o período em que o preço de mercado cair abaixo do preço de gatilho \bar{p} , definido como o menor preço que sustenta o conluio. Assim, as firmas considerarão que outras estão praticando preços inferiores ao acordado e a concorrência se inicia com a reversão para uma estratégia não cooperativa, ou seja, a produção passa ao nível de Cournot durante o período de punição definido como $T-1$, independentemente do que acontecer com o preço durante este período. Após o episódio, T períodos depois da queda do preço, as firmas retomarão sua

produção de monopólio. Isso permanecerá até a próxima vez em que $p_t < \bar{p}$ e assim por diante.

Formalmente temos que, dado $y = (y_1, \dots, y_n)$ um perfil de estratégias com as quantidades de produção do conluio e $z = (z_1, \dots, z_n)$ as quantidades de equilíbrio de Cournot. Escolhe-se um nível de preços \bar{p} e um período de tempo T . O período t é normal se (a) $t=0$, início do jogo; ou (b) $t-1$ foi normal e $\bar{p} < p_{t-1}$; ou (c) $t-T$ foi normal e $p_{t-T} < \bar{p}$. Caso contrário, t é um período de reversão para a solução não cooperativa, no qual as firmas produzirão as quantidades de Cournot.

A estratégia para as firmas é, portanto, definida por

$$x_{it} = \begin{cases} y_i & \text{se } t \text{ é normal} \\ z_i & \text{se } t \text{ é de punição} \end{cases} \quad (1.1.4)$$

Aqui cabe ressaltar que como as firmas não observam os choques de demanda, elas não identificam a causa precisa da variação do preço que pode ser tanto causado por uma firma, em função de um desvio da solução cooperativa, quanto por um motivo exógeno.

Segundo os autores, duas observações finais devem ser feitas. A primeira é que nenhuma firma burla o cartel. Mais precisamente, nenhuma firma tem qualquer informação privada que pudesse levá-la a aferir mais precisamente sua função lucro do que seus competidores. Portanto, cada competidor calcula o que as demais firmas irão fazer para maximizar seus lucros. O preço de mercado revela informações, apenas, do comportamento da demanda e nunca leva qualquer competidor a rever suas crenças a respeito de quanto as demais firmas produziram.

A segunda é que, apesar do fato das firmas saberem que preço baixo reflete melhor as condições de demanda do que superprodução, é racional para elas participarem dos períodos de punição, pois este é nada mais do que uma mudança para um equilíbrio de Nash em estratégias não contingentes. Isso não incentiva qualquer firma a desviar unilateralmente nessa situação temporária mais do que seria se elas agissem permanentemente num equilíbrio de Cournot.

Vista a discussão acima, o modelo conclui que os preços e lucros convergem no sentido do ciclo. Em períodos de demanda aquecida as firmas tendem a atuar cooperativamente e em períodos de baixa demanda, onde ocorrem geralmente os

períodos de punição, as firmas tendem a agir de forma não cooperativa. O que caracteriza um comportamento pró-cíclico tanto dos lucros quanto dos preços.

1.2 – Modelo de Rotemberg e Saloner

Rotemberg e Saloner (1986) apresentam um segundo modelo de superjogos empregando estratégia gatilho e que geram previsões sobre o comportamento dos preços de um oligopólio ao longo dos ciclos econômicos. A principal diferença em relação ao modelo anterior é que os choques de demanda são perfeitamente observáveis pelas firmas. Os autores argumentam que em períodos de demanda aquecida, ou *boom*, um conluio deveria se comportar de forma mais competitiva.

O ponto básico deste modelo é, justamente, a difícil manutenção do comportamento de conluio entre as firmas durante períodos de *boom*. Considerando as mesmas hipóteses do modelo de Green e Porter, com exceção da diferença apontada acima, e sendo o preço a variável estratégica das firmas, a recompensa para uma única firma de reduzir seu preço abaixo do preço que maximiza os lucros em conjunto é maior do que a punição que ela receberia nos períodos seguintes ao desvio. Uma firma que reduz seu preço conseguiria capturar todo um mercado ou uma fatia maior que o seu nível de conluio caso sua produção não fosse suficientemente grande para atender toda a demanda (devido a hipótese de produtos homogêneos). Por outro lado, a punição do desvio é menos afetada pelas condições da demanda já que ocorre nos períodos seguintes e a demanda tende a voltar a seu nível normal.

Sendo assim, não conseguindo sustentar os níveis de produção que maximizam o lucro em conjunto, em última instância, não conseguindo sustentar o próprio cartel, os autores sugerem duas alternativas, conforme a seguir.

A primeira é desistir de qualquer tentativa de conluio quando a demanda está aquecida. Isso levaria a resultados competitivos em *booms*, qual seja guerra de preços. A segunda alternativa, mais lucrativa, é optar pelo estabelecimento de um novo acordo para que em períodos de demanda aquecida as firmas reduzam seus preços ou aumentem suas quantidades a um patamar sustentável para a manutenção do conluio. Como o conluio tenta sustentar baixos lucros, os benefícios para uma firma desviar diminuem.

Assim, para uma dada punição, há sempre um nível de lucros baixo o suficiente para que nenhuma firma considere o desvio rentável. Com o aumento da demanda, o

oligopólio geralmente considera que o incentivo para desviar é tal que deve contentar-se com resultados cada vez mais distantes daqueles que maximizam o lucro conjunto.

O resultado desse modelo ocorre para casos em que os preços são as variáveis estratégicas e o custo marginal é constante. Assim, aumentos da demanda além de certo ponto, na verdade, diminuem os preços do oligopólio, pois preços constantes aumentariam o incentivo a desviar. Portanto, reduções no preço são necessárias para manter o conluio implícito.

A seguir o modelo é apresentado. Considere n firmas produzindo um bem homogêneo. A função inversa da demanda é descrita como $P(Q_t \varepsilon_t)$ onde Q_t é a quantidade produzida no período t e ε_t é a realização em t períodos da variável aleatória $\tilde{\varepsilon}$ que denota os choques de demanda observados. Assume-se que P é crescente em ε_t , que $\tilde{\varepsilon}$ tem domínio $[\underline{\varepsilon}, \bar{\varepsilon}]$ que é constante ao longo do tempo assim como sua função de distribuição acumulada (choques são i.d.d.). Denota-se a produção da firma i no período t por q_{it} de modo que

$$Q_t = \sum_{i=1}^n q_{it} \quad (1.2.1)$$

A sequencia de eventos é como segue. No começo de cada período, todas as firmas aprendem a realização de $\tilde{\varepsilon}$ (mais precisamente ε_t torna-se de conhecimento público). As firmas escolhem simultaneamente o nível de sua variável de escolha (preço ou quantidade). Estas escolhas então determinam o resultado para o período conforme a variável de escolha. O modelo melhor desenvolvido e que produz resultados observáveis mais facilmente é o que usa o preço como variável de escolha. Nesse caso, a firma com o menor preço vende tanto quanto é possível ao seu preço; a firma com o segundo menor preço vende tanto quanto é possível a demanda restante, ao seu preço, e assim por diante. As escolhas estratégicas de todas as firmas tornam-se de conhecimento público e este jogo de um período (Bertrand) é repetido.

As punições por desviarem da solução cooperativa dependerão das realizações futuras de $\tilde{\varepsilon}$. O valor esperado de tais punições depende, portanto, do valor esperado dos choques de demanda, $\tilde{\varepsilon}$. Entretanto, a recompensa pelo desvio em qualquer período depende da observação de ε_t . Se ε_t é grande o suficiente, a tentação de desviar compensa a punição. A observação de ε_t permite que o conluio reconheça esse fato.

Logo, o conluio pode resolver diminuir seu lucro abaixo do nível normalmente praticado em períodos de alta demanda para reduzir adequadamente a tentação de desviar. Tal moderação desse tipo de comportamento tende a diminuir os preços a níveis menores do que estes deveriam ser, caso contrário, seriam menores do que nos casos de baixa demanda.

Considera-se que as firmas têm custos marginais constantes e iguais a c . O lucro é uma função da demanda agregada, Q_t , para uma variedade de valores de ε_t . As firmas ofertarão $\frac{1}{n}Q_t$ já que seus custos marginais são constantes e iguais entre si. Para cada período as firmas comparam o ganho de cooperar com o ganho de desviar da solução cooperativa e obter um lucro maior, mas ser punida.

Assumindo que o termo $\Pi^m(\varepsilon_t)$ representa o valor presente do lucro futuro das firmas, individualmente, e é crescente em ε_t já que os lucros são crescentes em ε_t mesmo mantendo Q_t constante. O ganho de desviar do resultado cooperativo pode ser dado por $N\Pi^m$ quando uma firma corta seu preço a uma quantidade arbitrariamente pequena suprimindo a demanda de todo o mercado. O desvio da solução cooperativa se daria, portanto no caso em que

$$\begin{aligned} N\Pi^m(\varepsilon_t) - K &> \Pi^m(\varepsilon_t) \\ N\Pi^m(\varepsilon_t) &> K/(N-1) \end{aligned} \tag{1.2.2}$$

onde K é a punição imposta a firma no futuro se ela desviar no período t .

Já que $\Pi^m(\varepsilon_t)$ é crescente em ε_t , existe algum choque máximo de demanda, $\varepsilon_t^*(K)$, para o qual $(N-1)\Pi^m(\varepsilon_t^*) = K$. Portanto, o lucro máximo sustentável para que nenhuma firma desvie da solução cooperativa depende das condições de demanda conforme a expressão abaixo:

$$\Pi^s(\varepsilon_t, \varepsilon_t^*) = \begin{cases} \Pi^m(\varepsilon_t) & \text{para } \varepsilon_t \leq \varepsilon_t^* \\ \Pi^m(\varepsilon_t^*) = \frac{K}{N-1} & \text{para } \varepsilon_t > \varepsilon_t^* \end{cases} \tag{1.2.3}$$

Dada a discussão acima, o modelo conclui que as margens de lucro e os preços se reduzem em períodos de *boom*, tanto pela ocorrência de guerra de preços quanto pela redução acordada pelas firmas para sustentação do cartel. E em ciclos de demanda desaquecida, as firmas tendem a manter seus níveis ótimos que ainda são maiores do

que os níveis acordados para os períodos de demanda aquecida. Ou seja, preços e lucros apresentam comportamento contra-cíclico³.

Uma grande quantidade de trabalhos empíricos anteriores a respeito dos determinantes das margens de lucro têm sido baseados numa versão bem conhecida de modelo de oligopólio de produtos homogêneos (Cowling e Waterson, 1976), no qual a margem de lucro para uma determinada indústria pode ser expressa como:

$$\left(\frac{\pi}{S}\right)_i = \frac{MS_i(1 + \lambda_i)}{\varepsilon_j} \quad (1.3)$$

onde $\left(\frac{\pi}{S}\right)_i$ é a margem de lucro definida pela divisão de lucros (π) por vendas (S) que será a aproximação do índice de Lerner para a firma i ; e MS_i representa a parcela de mercado da firma i ; λ_i é o termo de variação conjetural expressando que mudanças na produção da firma i deveriam implicar em alterações no nível de produção de seus competidores; e ε_j representa a elasticidade da demanda para o mercado j onde uma dada firma opera.

O parâmetro λ_i não é observável, o que tem levado a considerações de parametrizações específicas pela literatura. Clarke e Davis (1982) propõem que

$$\lambda_i = \alpha \left[\frac{(1 - MS_i)}{MS_i} \right] \quad \text{para } 0 \leq \alpha_i \leq 1. \quad (1.4)$$

Substituindo λ_i na expressão (1) temos a seguinte formulação:

$$\left(\frac{\pi}{S}\right)_i = \frac{\alpha_i + (1 - \alpha_i)MS_i}{\varepsilon_j} = \frac{(1 - MS_i)\alpha_i + MS_i}{\varepsilon_j} \quad \text{para } 0 \leq \alpha_i \leq 1. \quad (1.5)$$

Esta expressão é uma combinação linear do índice de Lerner que descreve o caso de monopólio ($L_i = 1/\varepsilon$) e o de Cournot ($L_i = MS_i / \varepsilon$)⁴. O último passo para encontrar o modelo de estimação, empiricamente, consiste em unir os parâmetros de variação conjetural às variáveis observáveis. Um procedimento simples é assumir uma relação

³ Para maiores detalhes ver Tirole (1988), p. 239-270.

⁴ Esses resultados são apresentados no apêndice A.

linear entre as variáveis setoriais selecionadas, as quais acreditamos afetarem as margens de lucro, o que resulta em

$$\left(\frac{\Pi}{S}\right)_{it} = \gamma_i + \beta_1 MS_{it} + MS_{it} X'_{jt} \beta_2 + \beta_3 MS_{it} \left(\frac{\Pi}{S}\right)_{i,t-1} + X'_{jt} \beta_4 + \beta_5 \left(\frac{\Pi}{S}\right)_{i,t-1} + v_t + u_{it} \quad (1.6)$$

onde X_{jt} são as variáveis setoriais comprimidas conforme mencionado anteriormente. Um termo de erro i.i.d. é dado por u_{it} e v_t representa os efeitos temporais específicos. Conforme mencionado em Lima e Resende (2004), na análise empírica, o último termo, u_{it} , é comumente associado com a variável de ciclo econômico. Ênfases a respeito disso (Machin e Van Reenen, 1993) têm sido direcionadas a variáveis agregadas de ciclo econômico, apesar do fato da literatura teórica sublinhada referir-se a competição em um dado setor.

1.3 – Principais Trabalhos Empíricos

O primeiro estudo notável que utiliza as ferramentas de dados em painel para a verificação do comportamento das margens de lucro ao longo de ciclos econômicos é o de Domowitz *et. al.* (1987). Nesse estudo sobre a indústria manufatureira norte-americana, os autores examinam as previsões dos modelos Green e Porter (1984) e Rotemberg e Saloner (1986) e comparam com os resultados encontrados na amostra utilizada de 312 setores, no período de 1958 até 1981 mediante o uso de métodos econométricos para dados em painel.

As evidências encontradas foram de que as margens de lucro possuíam comportamento pró-cíclico e ainda que indústrias com maiores graus de concentração apresentavam margens de lucro comparativamente maiores que as demais. Sobre essas indústrias Foi observado também que movimentos anti-cíclicos de preços eram mais intensos do que nas demais.

Os autores dão uma ênfase muito maior ao comportamento cíclico dos preços, pois consideram que, no modelo Green e Porter (1984), o comportamento das margens é provavelmente um indicador pobre do comportamento dos preços se de fato se verifica que a produção e o custo variável médio não são constantes. E ainda, no que diz respeito ao modelo Rotemberg e Saloner (1986), argumentam que durante períodos de recessão

industrial, o custo marginal pode cair abaixo do custo variável médio devido a acumulação de trabalho e que medidas do custo do trabalho podem incluir um componente fixo de custo.

Não foram encontradas evidências de guerra de preços, tanto em *booms* quanto em recessões, no entanto, existem algumas ressalvas. Guerras de preço de curta duração não aparecem nos dados uma vez que estes são anuais e punições resultantes de curtos períodos de reversão, entretanto, seriam muito pequenas e provavelmente não detectariam desvios. Uma limitação desse estudo, compartilhada pelo presente trabalho, refere-se ao uso de dados com agregação setorial.

Outros dois trabalhos a serem destacados são os Conyon e Machin (1991) e Haskel e Martin (1992) que utilizam dados da indústria manufatureira britânica, mas fazem uso de dados no nível de firmas. Eles utilizam o procedimento do método generalizado dos momentos de Arellano e Bond (1991) para painel dinâmico, que permite obter consistentes estimadores de variáveis instrumentais na falta de correlação serial, como método econométrico de estimação do modelo. A diferença mais significativa, em comparação ao estudo de Domowitz *et. al.* (1987) é a verificação da relação existente entre a determinação dos lucros com o mercado de trabalho (utilizando as variáveis de densidade sindical - poder dos sindicatos - e taxa de desemprego) e ainda o fato de considerar a questão da lucratividade defasada ao longo do tempo, introduzida neste tipo de estudo por Mueller (1990).

Conyon e Machin (1991) utilizam dados de 90 setores industriais no período de 1983 até 1986 e encontram como principal conclusão a importância do papel do fator mercado de trabalho já que sindicalismo e desemprego impactam negativamente a medida da margem de lucro. Eles observam que de fato, a evidência sugere que o efeito estimado de concentração industrial é viesado para baixo quando estas variáveis de mercado de trabalho não são consideradas. Também foi encontrada evidência de efeito positivo dos lucros defasados. As principais variáveis explicativas, além daquelas que representam o mercado de trabalho, são: o nível de concentração industrial, definido, não como o índice de Herfindahl, pela indisponibilidade de dados, mas como uma proporção das vendas das cinco maiores firmas de uma indústria; intensidade de importação e exportação, como medida de concorrência externa; e retornos de escala.

O estudo de Haskel e Martin (1992) segue a mesma linha do estudo anterior, utilizando dados de 81 setores industriais no período de 1980 a 1986, contudo, difere em relação as variáveis determinantes do lucro e quanto as conclusões. Os autores

verificam o efeito de interações entre variáveis explicativas sobre o lucro e retiram da análise o efeito da concorrência externa. Em relação as conclusões, a diferença reside nas variáveis responsáveis pela determinação dos lucros. A densidade sindical não aparece, aqui, como variável significativa, assim como o índice de concentração. No entanto, as interações entre as variáveis evidenciaram serem elas as principais responsáveis pelas variações nos lucros.

Machin e Van Reenen (1993) também desenvolveram um estudo sobre o papel dos choques de demanda na formação das margens de lucro das firmas manufatureiras do Reino Unido. Para isso utilizaram dados de 709 firmas de grande porte no período de 1972 até 1986, considerando o período de profunda recessão da economia britânica de 1980/81. Embora o fato desse estudo cobrir apenas as principais maiores firmas, gerar algum viés de seleção, isso é algo com que os autores tiveram que lidar, embora indaguem que este tipo de conjunto de firmas é aquele sobre o qual um estudo acerca do poder de mercado oligopolista deveria se concentrar. Nesse estudo, assim como em Haskel e Martin (1992), também foram usadas interações entre as variáveis.

Os autores fazem, inicialmente, uma análise preliminar dos dados estimando um modelo de regressão simples onde o lucro, tanto individual quanto agregado, das firmas é função da taxa de desemprego. Esta, quando comparada com a evolução da média anual das margens de lucro, revelou um padrão fortemente pró-cíclico da evolução do nível das margens. Depois disso, estimaram o modelo de determinantes das margens de lucro, também utilizando o procedimento do método generalizado dos momentos de Arellano e Bond (1991).

Foram encontrados efeitos significativos e positivos da parcela de mercado e concentração das firmas sobre os lucros enquanto efeitos insignificantes e negativos resultaram da densidade sindical e da intensidade de importação. Além disso, foi constatado que a lucratividade defasada tem papel importante na determinação dos lucros.

Em relação à evidência britânica existe mais um estudo de interesse, Small (1997), que analisa, além do setor de manufatura, o setor de serviços. O trabalho é dividido em duas partes. Na primeira, o método de estimação de *mark-up* proposto por Haskel *et. al.* (1995) é usado para verificar o comportamento destes tanto nos setores manufatureiros quanto nos setores de serviços. Na segunda, é utilizada a análise de Machin e Van Reenen (1993) para verificar o comportamento da margem de lucro das firmas, também em ambos os setores.

Na primeira parte do estudo são utilizados dados de 16 setores industriais (6 de serviços e 10 de manufaturas) para o período de 1968 até 1991 e conclui-se que os *mark-ups* são pró-cíclicos. Na segunda parte, são utilizados dados de 761 firmas para o período de 1972 até 1992 e as conclusões são semelhantes as encontradas em Machin e Van Reenen (1993).

Por último, podemos citar o estudo de Nishimura *et. al.* (1999) para a indústria japonesa que não utiliza o procedimento de Arellano e Bond (1991). Na verdade, propõe-se um novo método de estimação de *mark-up* sobre o custo marginal das firmas baseado na identidade entre a elasticidade produto-insumo, de curto prazo, na taxa de *mark-up*, e na parcela de mercado (função das receitas das firmas). O estudo considera 21 indústrias japonesas ao longo de 24 anos, 1971-1994. Os dados da amostra são recolhidos da base *Nikkei NEEDS* e são consideradas todas as firmas listadas na maior bolsa de valores. Também são incluídas algumas firmas de grande porte não listadas.

Os autores encontraram forte evidência de competição imperfeita, na qual indústrias que competem internacionalmente mostraram menores *mark-ups*. Também foram observadas diferenças consideráveis entre as taxas de *mark-ups* das firmas e sua distribuição se mostrou enviesada. O principal resultado é a evidência de comportamento pró-cíclico do *mark-up* sobre o custo marginal das firmas.

1.4 – Evidências Para o Caso Brasileiro

Em relação às evidências já existentes para o caso no brasileiro, existem três importantes trabalhos que buscam compreender o comportamento da formação de preços e geração de lucros da indústria nacional em resposta a movimentos na demanda agregada, são estes os estudos de Macedo e Portugal (1995), Silva Jr e Suyama (2002) e Lima e Resende (2004).

O primeiro estudo, de Macedo e Portugal (1995), utiliza dados industriais de apenas um ano, 1985, utilizando dados do censo industrial, do IBGE. As variáveis utilizadas na estimação da lucratividade são: um indicador de concentração (CR4, CR8, H); um indicador de barreiras à entrada (requerimento absoluto de capital); e uma medida de dispersão geográfica entre as cinco regiões do país (quociente locacional). As estatísticas são obtidas a nível de 2 dígitos (21 setores), três dígitos (140) e quatro dígitos (382). Os resultados confirmaram a existência de correlação positiva entre lucratividade e concentração. No entanto, foi encontrada correlação negativa entre

lucratividade e o indicador de barreiras à entrada, possivelmente ocasionado pela forte situação de desequilíbrio conjuntural, proveniente da aceleração inflacionária do período de 1983-85 que elevou o custo de oportunidade de imobilização de capital, segundo os próprios autores.

Silva Jr. e Suyama (2002) fizeram um estudo de dados em painel envolvendo 22 setores manufatureiros, durante o período de 1986 até 1995, utilizando como variáveis: margem de lucro, índice de concentração (CR4), relação capital-produto, como medida de barreiras à entrada, e um índice de variação da produção industrial, usado como uma *proxy* da demanda agregada para a produção de cada setor. Os dados utilizados foram extraídos da Pesquisa Industrial Anual (PIA) do IBGE e também fornecidos pelo IPEA. Para o cálculo dos dados da relação capital-produto, que é a divisão entre o estoque de capital e o valor das vendas, não foi utilizado o método do estoque perpétuo de capital (utilizado no presente estudo), ao contrário, foram usados dados de investimento para representarem o estoque de capital, o que é conceitualmente um equívoco. Foram estimados modelos para os cortes transversais anuais e para o painel de dados no período de 1986-95 e nos subperíodos de 1986-90 e 1992-95 (em 1991 a PIA não foi realizada).

Os principais resultados encontrados são listados a seguir. Não foi encontrada relação homogênea entre concentração e margens de lucro para a indústria como um todo, em alguns casos, inclusive, maiores graus de concentração significaram margens de lucro menores; a significância estatística da concentração é dependente do subperíodo analisado: CR4 é positivo e significativamente relacionado à margem de lucro em 1986-90, mas os dois não são correlacionados em 1992-95; aumentos no estoque de capital não ajudam a aumentar a margem de lucro, em 1986-90, pelo contrário, reduzem-na, mas acontece o oposto para 1992-95; o comportamento da margem de lucro é pró-cíclico, conforme a previsão do modelo de Green e Porter (1984).

O outro estudo apontado, Lima e Resende (2004), investiga a relação existente entre as margens de lucro e os ciclos econômicos na indústria brasileira durante o período de 1992 até 1998. A principal fonte de dados do estudo vem do Centro de Estudos Empresariais da FGV, entre outras. Os resultados foram apresentados em termos das variáveis dependentes, lucro bruto e lucro líquido dividido pelas vendas e o tipo da variável de ciclo de negócio, taxa de desemprego, como medida agregada, e produção industrial, como medida setorial. Assim como em Machin e Van Reenen (1993), os

autores estimaram o modelo de determinantes das margens de lucro com base na versão do modelo de oligopólio de produto homogêneo de Cowling e Waterson (1976) utilizando o procedimento do método generalizado dos momentos de Arellano e Bond (1991).

Os resultados indicam que o comportamento das margens de lucro é pró-cíclico na análise do ciclo econômico agregado, mas não há evidência clara em relação à variável do ciclo econômico de cada setor específico. Além disso, destaca-se a o papel da intensidade de importação e da lucratividade defasada na determinação das margens de lucro e negligencia-se o papel da densidade sindical.

CAPÍTULO 2 – METODOLOGIA E BASE DE DADOS

Neste segundo capítulo serão apresentadas as questões metodológicas do modelo estimado, continuando a discussão apresentada na última seção do capítulo 1. Ele está dividido em duas seções: a primeira discute os aspectos básicos de modelos em painel e termina com um resumo da análise sobre a escolha do tipo de modelo a ser usado. Na segunda discute-se o modelo empírico estimado e a definição das variáveis utilizadas bem como suas construções e fontes de dados.

2.1 – Modelos Econométricos para Painéis: Aspectos Básicos

Dados em Painel são observações repetidas da mesma lista de unidades de corte transversal (Johnston e DiNardo, 1997). É uma forma de organização de dados multidimensionais, ou seja, são dados em corte transversal de um grupo de firmas ou indivíduos que são observados periodicamente em um dado espaço de tempo. Séries de tempo ou dados em corte transversal são casos especiais de dados em painel unidimensionais. Segundo Yaffee (2003), a análise de dados em painel é uma forma de análise de dados longitudinal popularmente crescente entre pesquisadores das ciências sociais e comportamentais.

A estrutura de dados em painel confere a cada variável duas dimensões. Elas têm uma observação de unidade de corte transversal, que no nosso caso é o setor industrial, e uma referência temporal, expressa em anos. O termo de erro tem duas dimensões, uma para o setor industrial e outra para o período de tempo especificado. A análise de dados em painel pode ser classificada como balanceada, quando não existem *missing values*, ou seja, o número de observações é o mesmo para cada unidade de corte transversal, ou não balanceada caso contrário. No presente estudo faremos as estimações utilizando um painel balanceado.

Conforme Johnston e DiNardo (1997), podemos representar o modelo de dados em painel da seguinte forma:

Sejam,

y_{it} = o valor da variável dependente da unidade de corte transversal i no tempo t , onde $i = 1, \dots, n$ e $t = 1, \dots, T$

X_{it}^j = o valor da j th variável explanatória para a unidade i no tempo t . Existem K variáveis explanatórias expressas por $j = 1, \dots, K$.

Os métodos de estimação de dados em painel referem-se aos casos em que $n > 1$ e $T > 1$. A forma mais comum de organização dos dados é por unidade de decisão. Portanto, dados

$$y_i = \begin{bmatrix} y_{i1} \\ y_{i2} \\ \vdots \\ y_{iT} \end{bmatrix} \quad X_i = \begin{bmatrix} X_{i1}^1 & X_{i1}^2 & \cdots & X_{i1}^K \\ X_{i2}^1 & X_{i2}^2 & \cdots & X_{i2}^K \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ X_{iT}^1 & X_{iT}^2 & \cdots & X_{iT}^K \end{bmatrix} \quad \varepsilon_i = \begin{bmatrix} \varepsilon_{i1} \\ \varepsilon_{i2} \\ \vdots \\ \varepsilon_{iT} \end{bmatrix} \quad (2.1)$$

onde ε_{it} refere-se ao termo de erro para a i -ésima unidade de tempo t . Com frequência os dados são empilhados na forma:

$$y = \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{bmatrix} \quad X = \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ \vdots \\ X_n \end{bmatrix} \quad \varepsilon = \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_n \end{bmatrix} \quad (2.2)$$

onde y é $nT \times 1$, X é $nT \times k$, e ε é $nT \times 1$. O modelo linear padrão pode ser expresso como

$$y = X\beta + \varepsilon \quad (2.3)$$

onde

$$\beta = \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_k \end{bmatrix}.$$

A seguir veremos as duas principais variantes do modelo linear padrão descrito acima: os modelos de efeitos fixos e aleatórios. Esses modelos se distinguem pela natureza do primeiro termo da estrutura de erro, que será descrita mais a frente, comumente chamado de efeito individual.

Podemos tomar como ponto de partida o seguinte modelo:

$$y_{it} = X_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad (2.4)$$

onde agora assumimos que $\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2)$ para todo i e t . Isto é, para uma dada firma, as observações são serialmente não correlacionadas; e entre as firmas e o tempo, os erros são homocedásticos.

Uma forma simples e direta de estimação do modelo reduz-se à aplicação de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), com as vantagens de este ser mais fácil de calcular, tratar as diferenças individuais explicitamente e permitir que se testem diferenças comportamentais. No entanto, tem como principais defeitos o fato de produzir um número muito elevado de coeficientes (não é parcimonioso), ser pouco confiável quando $n \rightarrow \infty$ mas T é fixo e não contemplar a existência de interdependência entre as decisões individuais (Marques, 2000).

Para apresentar as definições de efeitos fixos e aleatórios assumiremos o caso típico em que o número de firmas é grande e o número de períodos de tempo é pequeno. Especificamos a seguinte estrutura de erros para o termo de distúrbio:

$$\varepsilon_{it} = \alpha_i + \eta_{it} \quad (2.5)$$

onde assumimos que η_{it} , o termo de distúrbio geral, é não correlacionado com X_{it} e que α_i será a variável aleatória dos efeitos individuais.

A primeira parte da estrutura de erro varia entre as unidades de corte transversal, mas é constante ao longo do tempo; pode ou não ser correlacionada com as variáveis explanatórias. A segunda parte varia independentemente ao longo do tempo e entre as unidades de corte transversal. Dessa forma é mais simples de se compreender a noção de que duas observações de uma mesma unidade serão mais parecidas do que duas observações de duas unidades distintas (Johnston e DiNardo, 1997). Dada a discussão acima apresentada, se α_i é correlacionado com X_{it} podemos definir o modelo como sendo de efeito fixo, caso contrário, se α_i é não correlacionado com X_{it} o modelo é definido como de efeito aleatório.

2.1.1 - Efeitos Fixos

Segundo a definição de Yaffee (2003), os modelos de efeitos fixos são do tipo que possuem inclinações constantes, mas interceptos que diferem de acordo com a unidade de corte transversal. Embora não existam efeitos temporais significativos, neste tipo de modelo, existem diferenças significativas entre as unidades de corte transversal. Apesar de o intercepto ser um corte transversal específico e, neste caso, diferir de uma unidade para outra, ele pode ou não mudar ao longo do tempo. Esse modelo também é

conhecido como LSDV (*Least Squares Dummy Variable*) devido o fato de serem usadas $i-1$ variáveis *dummy* para designar uma particular unidade de corte transversal.

Outros tipos de modelos de efeitos fixos podem ser distinguidos, ainda segundo Yaffee (2003) de acordo com suas inclinações e interceptos: modelos com inclinação constante mas que o intercepto varia ao longo do tempo, neste caso não há diferenças significativas entre as unidades de corte transversal mas poderia ocorrer autocorrelação devido os efeitos de defasagem temporal; modelos onde o coeficiente de inclinação é constante mas o intercepto varia entre as unidades de corte transversal bem como ao longo do tempo; modelo que possui diferentes inclinações e interceptos, nesse caso variando de acordo com a unidade de corte transversal; e ainda um modelo em que tanto inclinações quanto interceptos podem variar de entre as unidades de corte transversal e ao longo da série temporal.

Conforme Johnston e DiNardo (1997), a popularidade da estimação de dados em painel tem crescido por causa de sua promessa de redução de um grave problema que se apresenta a muitos pesquisadores: a falta de uma lista adequada de variáveis independentes para explicar a variável dependente. Para vermos isso, a seguir, faremos uma discussão intuitiva a cerca de um estimador de efeito fixo. Considerando um simples modelo de dois períodos ($t = 1, 2$) na forma:

$$y_{it} = X_{it}\beta + Z_i\delta + \varepsilon_{it} \quad (2.1.1.1)$$

onde X é a matriz de variáveis explanatórias que varia aos longo do tempo e entre os indivíduos e Z é a matriz de variáveis observadas que varia entre os indivíduos mas para cada indivíduo são constantes ao longo dos dois períodos. Sendo a estrutura do erro dada por:

$$\varepsilon_{it} = \alpha_i + \eta_{it} \quad (2.1.1.2)$$

e assumindo as seguintes hipóteses sobre a natureza do erro:

$$\begin{aligned} E[\eta] &= 0 & E[\eta\eta'] &= \sigma_\eta^2 I_{nT} \\ E[\alpha_i\alpha_j] &= 0, \text{ para } i \neq j & E[\alpha_i\alpha_i] &= \sigma_\alpha^2 \\ E[\alpha_i\eta_{jt}] &= 0 & E[\alpha_i] &= 0 \end{aligned} \quad (2.1.1.3)$$

onde todas as esperanças são condicionais sobre X e Z . Sendo $W_{it} = [X_{it} Z_i]$ nós assumimos que:

$$E[W_{it}'\varepsilon_{it}] \neq 0 \quad (1) \quad (2.1.1.4)$$

Em particular, estamos preocupados que nossa variável independente seja correlacionada com α . A insuficiência desta hipótese de ortogonalidade nos traz importantes conseqüências. Considerando a estimação por MQO somente nos dados do primeiro período:

$$y_{i1} = X_{i1}\beta + Z_i\delta + \varepsilon_{i1} \quad (2.1.1.5)$$

Uma conseqüência da equação anterior a esta, é que a estimação por MQO será viesada. A natureza da relação entre o efeito específico do indivíduo e as outras variáveis explanatórias determinará a extensão e a direção do viés.

Usando uma lógica similar, resolvemos o mesmo problema por MQO usando apenas os dados do segundo período:

$$y_{i2} = X_{i2}\beta + Z_i\delta + \varepsilon_{i2} \quad (2.1.1.6)$$

Portanto, se as equações acima são representações válidas do mundo, então uma combinação linear de suas relações é também verdadeira. Especificamente,

$$\begin{aligned} y_{i1} &= X_{i1}\beta + Z_i\delta + \varepsilon_{i1} \\ y_{i2} &= X_{i2}\beta + Z_i\delta + \varepsilon_{i2} \\ y_{i2} - y_{i1} &= (X_{i2} - X_{i1})\beta + (Z_i - Z_i)\delta + (\varepsilon_{i2} - \varepsilon_{i1}) \\ \Delta y &= \Delta X\beta + \Delta Z\delta + \Delta \varepsilon \end{aligned} \quad (2.1.1.7)$$

onde Δ é o operador diferença. Assim, podemos reescrever a equação acima como:

$$\Delta y = \Delta X\beta + \Delta \eta \quad (2.1.1.8)$$

A principal diferença entre esta equação e as próprias de cada período é que a necessária condição de ortogonalidade agora se aplica aos dados transformados. Especificamente,

$$E[\Delta X'\Delta \eta] = 0 \quad (2.1.1.9)$$

A conseqüência dessa observação é que a regressão por MQO sobre os dados transformados produz estimativas não viesadas dos coeficientes nas variáveis X.

Esta é a essência dos modelos de efeitos fixos. Com os dados em painel é possível obter estimadores consistentes dos parâmetros de interesse mesmo diante da correlação entre os efeitos omitidos, apesar do MQO sobre as unidades de corte transversal falhar em obtê-los (Johnston e DiNardo, 1997). A partir do apresentado, podemos agora derivar o caso do modelo de efeitos fixos para mais de dois períodos.

Quando falamos em modelos de efeitos fixos, temos em mente modelos cujos coeficientes podem variar de indivíduo para indivíduo ou no tempo, ainda que permaneçam como constantes fixas, logo, não aleatórias. Se a heterogeneidade seccional e/ou temporal se evidencia apenas no termo independente, dizemos estar perante um modelo de covariância (Marques, 2000).

Por conta dos modelos de efeitos fixos assumirem que $\text{cov}(X_{it}, \alpha_i) \neq 0$, devemos estimar o modelo condicionalmente sobre a presença de efeitos fixos. Se reescrevermos o modelo como

$$y_{it} = X_{it}\beta + \alpha_i + \eta_{it} \quad (2.1.1.10)$$

o termo α_i será tratado como um parâmetro desconhecido a ser estimado. Nesse caso, não é possível obter estimadores consistentes desses parâmetros adicionais no caso típico de dados em painel, onde T é pequeno e n é grande. Nossa teoria é baseada na idéia de que n se torna cada vez maior e nesse sentido, o número de parâmetros está crescendo à mesma taxa que o tamanho da amostra. Embora não consigamos estimar α_i consistentemente, podemos fazê-lo com os parâmetros restantes.

Conforme observado em Marques (2000), a agregação do modelo para T períodos observados é dada por

$$y_i = X_i\beta + i_i\alpha_i + \eta_i \quad (2.1.1.11)$$

onde y_i é o vetor $T \times 1$ de y_{it} , i_i é um vetor unitário coluna $T \times 1$ e X_i a matriz $T \times (k-1)$, cujas linhas correspondem a T observações de cada uma das variáveis explicativas (excluindo o termo independente).

Para estimar os parâmetros, rodamos a seguinte regressão (2.1.1.12)

$$y = X\beta + D\alpha + \eta$$

que deriva da representação anterior, onde y corresponde ao vetor coluna $nT \times 1$ formado a partir da agregação vertical de y_i , a matriz D é uma lista de n variáveis dummy $NT \times N$ e resulta de $D = I_n \otimes i_i$, α é o vetor $N \times 1$ dos termos independentes e η é o vetor coluna $NT \times 1$ dos termos de distúrbio. O estimador é:

$$\hat{\beta}_w = (X'M_D X)^{-1} X'M_D y \quad (2.1.1.13)$$

onde $M_D = I - D(D'D)^{-1}D'$ é uma matriz simétrica de ordem nT . A matriz M_D é um operador de desvio em relação à média. Essa forma de estimação do modelo nada mais

é do que a estimação por MQO do modelo transformado mediante a pré-multiplicação por M_D , ou seja, da sua estimação na forma de desvios em relação à média (pelo Teorema de Frisch-Waugh e atendendo que $M_D D = 0$):

$$M_D y = M_D X \beta + M_D \eta \quad (2.1.1.14)$$

a que também chamamos de LSDV, conforme mencionado anteriormente. O método LSDV, na prática, elimina todos os efeitos que não variam com o tempo e obriga a uma grande perda de graus de liberdade (Marques, 2000).

2.1.2 - Efeitos Aleatórios

A principal hipótese que difere o modelo de efeitos aleatórios do modelo de efeitos fixos é sobre a natureza do intercepto, α_i , que, no caso de efeitos aleatórios não é correlacionado a X_{it} . O modelo de efeitos aleatórios considera que o corte transversal é uma amostra aleatória de uma população maior de indivíduos. Dessa forma, como existe correlação entre os erros da mesma unidade de corte transversal em períodos de tempo diferentes, MQO não é o método mais apropriado para estimar os coeficientes. Apesar de produzir estimadores consistente de β , os erros padrões são suavizados e o método não é eficiente se comparado a utilização do MQG.

Conforme Johnston e DiNardo (1997), o modelo de efeitos aleatórios é uma forma de lidar com o fato de que T observações sobre n indivíduos não é o mesmo que observações sobre nT indivíduos diferentes. Para a solução, derivamos um estimador de covariância do termo de erro e usamos essa estrutura de covariância em nosso estimador de β . Assumindo a seguinte estrutura

$$y_{it} = X_{it} \beta + \varepsilon_{it} \quad (2.1.2.1)$$

onde

$$\varepsilon_{it} = \alpha_i + \eta_{it}.$$

Conforme feito para o modelo de efeitos fixos, assumimos as seguintes hipóteses sobre a natureza do erro:

$$\begin{aligned} E[\eta] &= 0 & E[\eta \eta'] &= \sigma_\eta^2 I_{nT} \\ E[\alpha_i \alpha_j] &= 0, \text{ para } i \neq j & E[\alpha_i \alpha_i] &= \sigma_\alpha^2 \\ E[\alpha_i \eta_{jt}] &= 0 & E[\alpha_i] &= 0 \end{aligned} \quad (2.1.2.2)$$

onde todas as esperanças são condicionadas a X . Estabelecidas estas hipóteses, podemos escrever a covariância do erro do termo de distúrbio para cada unidade de corte transversal:

$$E[\varepsilon_i \varepsilon_i'] = \sigma_n^2 I_T + \sigma_\alpha^2 \mathbf{i} \mathbf{i}' = \begin{bmatrix} \sigma_n^2 + \sigma_\alpha^2 & \sigma_\alpha^2 & \cdots & \sigma_\alpha^2 \\ \sigma_\alpha^2 & \sigma_n^2 + \sigma_\alpha^2 & \cdots & \sigma_\alpha^2 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_\alpha^2 & \sigma_\alpha^2 & \cdots & \sigma_n^2 + \sigma_\alpha^2 \end{bmatrix} \quad (2.1.2.3)$$

onde i é uma matriz $T \times 1$. Quando os dados são empilhados conforme apresentado anteriormente, no escopo da discussão de modelos em painel, a covariância do termo de erro para todas as observações pode ser escrita como:

$$\Omega = I_n \otimes \Sigma = E[\varepsilon \varepsilon'] = \begin{bmatrix} \Sigma & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \Sigma & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \Sigma \end{bmatrix} \quad (2.1.2.4)$$

onde Σ é a matriz $T \times T$ de covariância do erro do termo de distúrbio para cada unidade de corte transversal, apresentada anteriormente. A diagonal de Ω nos faz achar uma inversa mais simples, assim, podemos achar a inversa de Σ . Diretamente:

$$\Sigma^{-1/2} = \frac{1}{\sigma_n} \left[I_T - \left(\frac{1-\theta}{T} \mathbf{i} \mathbf{i}' \right) \right] \quad (2.1.2.5)$$

onde

$$\theta = \sqrt{\frac{\sigma_n^2}{T\sigma_\alpha^2 + \sigma_n^2}}$$

é uma quantidade desconhecida que pode ser estimada.

Conseguindo estimar as quantidades desconhecidas pela equação acima teremos um MQG factível. Em particular, precisamos estimar as variâncias de σ_n^2 e σ_α^2 em θ . Segundo Johnston e DiNardo (1997), uma simples análise dos argumentos da variância é suficiente para derivar estimadores consistentes.

2.1.3 - Modelo de Efeitos Fixos ou Aleatórios?

A primeira vista, pode parecer que os estimadores de efeitos fixos são preferíveis aos de efeitos aleatórios devido o fato de produzirem estimadores consistentes de parâmetros identificáveis, mesmo quando o modelo de efeitos aleatórios é válido.

Muitos pesquisadores aparentemente encontram um estimador de efeitos fixos precisamente estimado mais convincente do que um estimador de efeitos aleatórios precisamente estimado. Esta preferência parece ser uma consequência da crença razoável de que, fora situações quase ou puramente experimentais, é improvável que os efeitos fixos são não correlacionados com os regressores de interesse. (Johnston e DiNardo, 1997).

No entanto, para justificar o uso de um ou outro modelo, usa-se um teste clássico conhecido como teste de especificação de Hausman. A questão que se discute é se existe significativa correlação entre α_i e X_{it} . Os modelos de efeitos aleatórios serão inconsistentemente estimados se existir alguma correlação, caso contrário serão mais eficientes do que os modelos de efeitos fixos. O teste consiste na comparação da matriz de covariância dos regressores do modelo LSDV com os do modelo de efeitos aleatórios. A hipótese nula é de que não exista correlação, ou seja, o estimador de efeitos aleatórios está correto. A hipótese que está sendo testada é se a omissão dos efeitos fixos no modelo de efeitos aleatórios tem algum efeito sobre a consistência da estimação dos efeitos aleatórios. Se não há diferença estatisticamente significativa entre as matrizes de covariância dos dois modelos, então a correlação dos efeitos aleatórios com os regressores é estatisticamente insignificante.

É importante ressaltar que não é necessariamente bom que o teste de Hausman gere um resultado estatisticamente significativo porque na verdade, um resultado indesejável, seria o de que os dois estimadores não possuem diferenças significativas entre eles (Johnston e DiNardo, 1997). Esse resultado indicaria apenas que não há variância suficiente na mudança em X que forneça resultados precisos o suficiente para distinguir os dois conjuntos de estimativas.

2.2 – Modelo Empírico e Dados Utilizados

O modelo empírico aqui utilizado segue o desenvolvimento de Cowling e Waterson (1976), apresentado no capítulo 1, e tem como referência o modelo do trabalho de Domowitz *et. al.* (1987). A variável dependente é a taxa de lucro e as independentes, aquelas que influenciam a taxa de lucro, são o grau de utilização da capacidade, o índice de concentração industrial Hirschman-Herfindahl, a intensidade de propaganda, e a intensidade de capital. A equação será estimada através dos métodos de efeitos

aleatórios e efeitos fixos utilizando mínimos quadrados generalizados (MQG) e é como segue:

$$LUC = \beta_1 + \beta_2 GUC_{it} + \beta_3 IHH_{it} + \beta_4 InP_{it} + \beta_5 InK_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2.2.1)$$

onde i e t representam a indústria e o período de tempo, respectivamente.

A base de dados utilizada tem como fonte a Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE e a Fundação Getúlio Vargas – FGV. Os dados são referentes a 234 setores CNAE 4 dígitos, da indústria de transformação conforme classificação da Pesquisa Industrial Anual – PIA, no período de 1996-2007, publicada pelo IBGE. As 5 variáveis foram construídas da seguinte maneira:

- LUC (Lucro): calculada a partir da divisão entre o valor bruto da produção e despesas que não de capital (gastos de pessoal, matérias-primas, combustíveis, energia elétrica, peças e acessórios e gastos com serviços de terceiros) encontradas na PIA.
- GUC (Grau de Utilização da Capacidade): como medida da demanda agregada, é calculado a partir da média dos valores mensais de determinado ano para cada setor industrial, fornecidos pela FGV. Como os dados estão disponíveis à CNAE 2 dígitos, usa-se a mesma medida para cada setor CNAE 4 dígitos dentro do mesmo setor a 2 dígitos.
- IHH (Índice Herfindahl Hirschman): como medida de concentração setorial, fornecidos como tabulação especial pelo IBGE.
- InP (Intensidade de Propaganda): calculada a partir da divisão entre as despesas com propaganda e a receita líquida de vendas.
- InK (Intensidade de Capital): como medida de investimento, é calculada a partir da divisão entre o estoque de capital e a receita líquida de vendas. Nesse caso, o estoque de capital foi estimado através do método do estoque perpétuo (“*perpetual inventory method*”), conforme em Ferreira e Guillén (2004) e Ferreira *et al* (2008), utilizando informações de aquisições e baixas do ativo imobilizado, extraídos da PIA desde o ano de 1986 (considerando o ativo

imobilizado deste mesmo ano como estoque inicial), acumulando-os e considerando uma taxa de depreciação de 9% a.a.⁵.

Estimativas indiretas do estoque de capital são tradicionalmente obtidas pelo método do estoque perpétuo que acumula os fluxos macroeconômicos de investimento para diversas categorias de ativo deduzindo a depreciação física ou perda de eficiência que ocorre ao longo da vida útil de cada categoria. A precisão das estimativas assim obtidas depende do nível de desagregação e da qualidade dos dados de investimento e de preços dos ativos novos e usados, bem como da verossimilhança das hipóteses adotadas sobre vida útil e depreciação de cada ativo (Morandi e Reis, 2004).

A seguir, na Tabela 1, são relacionadas as indústrias de transformação estudadas e a quantidade de setores em cada uma delas:

⁵ Uma breve explicação do método encontra-se no Apêndice B.

Tabela 1 - Relação das Indústrias Estudadas

INDÚSTRIA DE TRANSFORMAÇÃO	SETORES CNAE⁴
15 - FABRICAÇÃO DE PRODUTOS ALIMENTÍCIOS E BEBIDAS	36
16 - FABRICAÇÃO DE PRODUTOS DO FUMO	1
17 - FABRICAÇÃO DE PRODUTOS TÊXTEIS	20
18 - CONFEÇÃO DE ARTIGOS DO VESTUÁRIO E ACESSÓRIOS	5
19 - PREPARAÇÃO DE COUROS E FABRICAÇÃO DE ARTEFATOS DE COURO, ARTIGOS DE VIAGEM E CALÇADOS	7
20 - FABRICAÇÃO DE PRODUTOS DE MADEIRA	5
21 - FABRICAÇÃO DE CELULOSE, PAPEL E PRODUTOS DE PAPEL	8
22 - EDIÇÃO, IMPRESSÃO E REPRODUÇÃO DE GRAVAÇÕES	5
24 - FABRICAÇÃO DE COQUE, REFINO DE PETRÓLEO, ELABORAÇÃO DE COMBUSTÍVEIS NUCLEARES E PRODUÇÃO DE ÁLCOOL	27
25 - FABRICAÇÃO DE ARTIGOS DE BORRACHA E PLÁSTICO	6
26 - FABRICAÇÃO DE PRODUTOS DE MINERAIS NÃO-METÁLICOS	11
27 - METALURGIA BÁSICA	7
28 - FABRICAÇÃO DE PRODUTOS DE METAL - EXCLUSIVE MÁQUINAS E EQUIPAMENTOS	15
29 - FABRICAÇÃO DE MÁQUINAS E EQUIPAMENTOS	26
30 - FABRICAÇÃO DE MÁQUINAS PARA ESCRITÓRIO E EQUIPAMENTOS DE INFORMÁTICA	2
31 - FABRICAÇÃO DE MÁQUINAS, APARELHOS E MATERIAIS ELÉTRICOS	14
32 - FABRICAÇÃO DE MATERIAL ELETRÔNICO E DE APARELHOS E EQUIPAMENTOS DE COMUNICAÇÕES	3
33 - FABRICAÇÃO DE EQUIPAMENTOS DE INSTRUMENTAÇÃO MÉDICO-HOSPITALARES, INSTRUMENTOS DE PRECISÃO E ÓPTICOS, EQUIPAMENTOS PARA AUTOMAÇÃO INDUSTRIAL, CRONÔMETROS E RELÓGIOS	5
34 - FABRICAÇÃO E MONTAGEM DE VEÍCULOS AUTOMOTORES, REBOQUES E CARROCERIAS	11
35 - FABRICAÇÃO DE OUTROS EQUIPAMENTOS DE TRANSPORTE	7
36 - FABRICAÇÃO DE MÓVEIS E INDÚSTRIAS DIVERSAS	12
37 - RECICLAGEM	1

Estimamos os parâmetros usando setores (dados em corte transversal) e anos (referência temporal): primeiramente usando efeitos aleatórios e em seguida efeitos fixos. Os resultados serão comparados entre si e ainda a outros resultados da literatura. Todos os resultados que aparecem nesse trabalho, a partir deste ponto em diante, foram gerados através do programa estatístico STATA® na versão 11⁶.

⁶ Para maiores informações a respeito da utilização e funcionamento do programa ver Hamilton (2009).

CAPÍTULO 3 – ANÁLISE DOS RESULTADOS

Este capítulo é dedicado a apresentação e análise dos resultados obtidos com as estimações do modelo apresentado na seção anterior. Inicialmente serão apresentadas as regressões, seus resultados e interpretações. Em seguida comparam-se os resultados encontrados aqui com os dos outros estudos para o caso brasileiro apresentados no primeiro capítulo.

3.1 – Resultados Empíricos e Análise

Para começar, de forma simples e intuitiva, apresentamos a correlação entre as variáveis da amostra como um todo, a fim de termos uma idéia de como essas se relacionam.

Tabela 2 - Correlação entre as Variáveis

Correlação entre as Variáveis					
	LUC	GUC	IHH	InP	InK
LUC	1.000	0.036	0.197	0.291	0.273
GUC	0.036	1.000	-0.104	-0.078	0.275
IHH	0.197	-0.104	1.000	0.128	-0.048
InP	0.291	-0.078	0.128	1.000	-0.113
InK	0.273	0.275	-0.048	-0.113	1.000

Vemos que o lucro é positivamente correlacionado com todas as variáveis e a intensidade de propaganda é, dentre todas, a que mais influencia a taxa de lucro, seguida pela intensidade de capital. Já o grau de utilização da capacidade, aparentemente, exerce um efeito pequeno sobre as variações do lucro devido a pouca correlação. No entanto, todas essas conclusões advêm de uma análise muito superficial, apenas para dar início as idéias que virão pela frente e os resultados encontrados. Correlações parciais e a intensidade dos efeitos que resultam nas correlações entre as variáveis necessitam de uma análise mais sofisticada.

3.1.1 – As Regressões e seus Resultados

Os resultados estimados de MQG e efeitos fixos para a regressão apresentada no capítulo 2 estão expostos abaixo:

Quadro 1: Resultados da regressão para efeitos aleatórios

Regressão para Efeitos Aleatórios (GLS)

Variável Grupo: setor

Número de obs = 2808

Obs por grupo: min = 12

Número de grupos = 234

Média = 12.0

$R^2 = 0.2248$

Máximo = 12

Efeitos aleatórios $u_i \sim \text{Gaussiana}$

Wald $\chi^2(4) = 56.34$

$\text{corr}(u_i, X) = 0$ (assumido)

Prob > $\chi^2 = 0.0000$

(Erro padrão ajustado para 234 setores agrupados)

LUC	Coef.	Erro Padrão Robusto	z	P> z
GUC	0.0159	0.0961	0.1700	0.8680
IHH	0.1508	0.0675	2.2300	0.0250
InK	2.4454	0.4408	5.5500	0.0000
InP	0.1012	0.0673	1.5000	0.1330
_cons	0.2703	0.0791	3.4200	0.0010
sigma_u	0.117384			
sigma_e	0.115398			
ρ	0.508527 (fração da variância devido a u_i)			

O *Quadro 1*, acima, apresenta os resultados para o modelo de efeitos aleatórios. O intercepto, a intensidade de propaganda e o índice de concentração são positivos e estatisticamente significativos; a intensidade de capital e o grau de utilização são positivos e não possuem correlação significativa com a taxa de lucro. Todos os sinais encontrados nessa regressão são iguais aos encontradas na *Tabela 2*.

Conforme visualizamos, assume-se que a variável aleatória dos efeitos individuais é não correlacionada com os regressores do modelo, $\text{corr}(\alpha_i, X) = 0$. O teste de Wald qui-quadrado, com quatro graus de liberdade (o número de restrições testadas) indica, segundo definição do *UCLA: Academic Technology Services, Statistical Consulting*

*Group*⁷, que as estimativas dos coeficientes da regressão são eficientes em satisfazer as restrições da hipótese nula de que todos os coeficientes podem ser simultaneamente iguais a zero: ou seja, ao menos um coeficiente do modelo não é igual a zero. O R^2 indica que as variáveis independentes do modelo explicam 22,48% da variação da taxa de lucro; e por fim, cabe observar o resultado da estatística ρ (*rho*) que indica uma elevada fração estimada da variância total do termo de erro – um dos indícios de que o modelo é preferível ao modelo de MQO. O próximo quadro apresenta os resultados para a regressão com efeitos fixos.

Quadro 2: Resultados da regressão para efeitos fixos

Regressão para Efeitos Fixos (within)

Variável Grupo: setor

Número de obs = 2808	Obs por grupo: min = 12
Número de grupos = 234	Média = 12.0
$R^2 = 0.1245$	Máximo = 12
	$F(4,233) = 7.91$
$\text{corr}(u_i, Xb) = 0.0780$	Prob > F = 0.0000

(Erro padrão ajustado para 234 setores agrupados)

LUC	Coef.	Erro Padrão Robusto	t	P> t
GUC	-0.0185	0.0961	-0.1900	0.8480
IHH	0.1225	0.0786	1.5600	0.1200
InK	2.2591	0.5407	4.1800	0.0000
InP	-0.0335	0.0809	-0.4100	0.6790
_cons	0.3287	0.0784	4.1900	0.0000
sigma_u	0.144495			
sigma_e	0.115398			
ρ	0.610570 (fração da variância devido a u_i)			

O *Quadro 2* nos mostra que o intercepto e a intensidade de propaganda são positivos e estatisticamente significativos, assim como no modelo de efeitos aleatórios; no entanto o índice de concentração não é estatisticamente significativo apesar de manter o sinal; a intensidade de capital e o grau de utilização da capacidade agora

⁷ Introduction to SAS. UCLA: Academic Technology Services, Statistical Consulting Group. <http://www.ats.ucla.edu/stat/sas/output/sas_ologit_output.htm> Acesso em 04 jan. 2012.

possuem sinais negativos e não possuem significância estatística, assim como anteriormente.

Podemos verificar que o termo de erro aleatório dos efeitos individuais é correlacionado com as variáveis independentes $corr(\alpha_i, X) = 0.078$. Segundo Gujarati (2006), esse resultado pode ser, e normalmente é, esperado devido o fato do componente individual de erro representar variáveis significativas que não estão sendo consideradas no modelo utilizado. Entretanto no modelo de efeitos aleatórios tem-se como premissa que esse mesmo termo representa apenas extrações aleatórias de uma população muito maior. Mais adiante discutiremos qual o melhor modelo para se considerar no presente estudo, no escopo da discussão da seção 2.1.3 acima.

O valor da estatística F nos oferece um teste para a hipótese nula de que os verdadeiros coeficientes angulares são simultaneamente iguais a zero (Gujarati, 2006) e como $Prob > F = 0$, rejeita-se a hipótese nula, ou seja, os regressores, em conjunto, têm efeito sobre a variável dependente do modelo; o ρ é maior (20%) do que no modelo de efeitos aleatórios o que é um resultado esperado.

O R^2 indica que 12,45% da variação da taxa de lucro é explicada pelas variáveis independentes. O fato do R^2 desse modelo ser menor do que o anterior, de efeitos aleatórios, não significa que esse é uma pior representação do comportamento da taxa de lucro mediante os ciclos econômico, mas reforça a idéia de correlação entre o componente individual de erro, α_i , e os regressores, X . E indica ainda que existem variáveis relevantes para a explicação da variação da taxa de lucro das indústrias brasileiras, ao nível setorial utilizado, que ficaram de fora do modelo.

Visto os resultados acima, precisamos decidir sobre qual a melhor estimação do modelo. Para isso, conforme comentado no Capítulo 2, utilizaremos o teste de especificação de Hausman cuja hipótese nula é a de que os estimadores do modelo de efeitos fixos e do modelo de componente de erros (efeitos aleatórios) não diferem substancialmente e caso ela seja rejeitada, a conclusão é que o modelo de componentes dos erros não é adequado e que é preferível empregar o modelo de efeitos fixos (Gujarati, 2006).

Quadro 3 - Teste de Especificação de Hausman

---- Coeficientes ----				
	(b)	(B)	(b-B)	sqrt (diag(v_b-V_B))
	Fixos	Aleatórios	Diferença	S.E.
GUC	-0.018472	0.015923	-0.034395	0.025841
IHH	0.122504	0.150841	-0.028337	0.015550
InP	2.259074	2.445362	-0.186288	0.123541
InK	-0.033525	0.101219	-0.134744	0.016144

b = consistente sob Ho e Ha;

B = inconsistente sob Ha, eficiente sob Ho.

Teste: Ho: diferença entre os coeficientes não é sistemática

$$\text{qui}^2(4) = (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B) = 80.62$$

$$\text{Prob}>\text{chi}^2 = 0.0000$$

No *Quadro 3*, acima, (b) representa a coluna da matriz de covariância dos regressores do modelo de efeitos fixos e (B) do modelo de efeitos aleatórios. O resultado indica que devemos rejeitar a hipótese nula, $\text{Prob} > X^2 = 0$, e conforme esperado as inferências estatísticas estão relacionadas com o componente individual de erro. Dado que a regressão do modelo utilizando efeitos fixos é a mais adequada, a seguir apresentamos as interpretações dos seus resultados.

3.1.2 – Interpretação dos Resultados

Seguindo a mesma estrutura de análise de Domowitz *et. all* (1987), com um pouco menos de segregação setorial, testaremos se as previsões cíclicas dos modelos de estratégia de gatilho apresentadas acima. O modelo de Green e Porter (1984) prevê que os preços e as margens das indústrias serão pró-cíclicos enquanto o modelo de Rotemberg e Saloner (1986) prevê que serão contra-cíclicos.

Será preferida uma análise em torno de categorias de indústrias classificadas conforme seu nível de concentração, medido pelo Índice de Hirschman-Herfindahl. Rotember e Saloner notam que sua teoria não diz nada a respeito da volatilidade dos preços conforme a concentração aumenta, apenas que quando uma indústria torna-se um oligopólio, torna-se mais provável que ela irá reduzir os preços em um boom (Domowitz *et all*, 1987). A escolha pela classificação apresentada na tabela 3 foi

baseada nas definições de concentração de mercado do Departamento de Justiça Norte-Americano e da Comissão Federal do Comércio (*U.S. Department of Justice and the Federal Trade Commission*) presentes no documento intitulado “*Horizontal Merger Guidelines*” (“*Orientações relativas a fusões*”, na tradução livre)⁸. O índice, calculado pela soma dos quadrados da parcela de mercado de cada firma, individualmente, dá um peso proporcionalmente maior as maiores parcelas de mercado.

Tabela 3 - Análise do Modelo com Setores Agrupados pelo Índice de Concentração
Sensibilidade Cíclica das Taxas de Lucro por Categoria de Indústria
 (Variável Dependente: Taxa de Lucro)

	Indústrias				
	<i>All</i>	<i>IHH < 0.1</i>	<i>0.1 ≤ IHH < 0.15</i>	<i>0.15 ≤ IHH ≤ 0.25</i>	<i>IHH > 0.25</i>
Resultados Efeitos Fixos					
<i>Constante</i>	0.329 (0.078)	0.292 (0.074)	-0.016 (0.156)	0.512 (0.18)	0.376 (0.213)
<i>IHH</i>	0.123 (0.079)	0.571 (0.157)	0.376 (0.081)	0.063 (0.133)	0.100 (0.112)
<i>InP</i>	2.259 (0.541)	1.613 (0.453)	3.736 (0.65)	-0.067 (1.166)	2.801 (0.962)
<i>InK</i>	-0.034 (0.081)	0.072 (0.098)	-0.014 (0.078)	-0.225 (0.186)	-0.030 (0.207)
<i>GUC</i>	-0.018 (0.096)	-0.025 (0.097)	0.313 (0.188)	-0.192 (0.225)	-0.004 (0.261)
<i>R²</i>	0.125	0.222	0.212	0.033	0.042

Conforme a tabela 3, podemos verificar que o índice de concentração perde importância na explicação da variação das margens dos setores industriais a medida que analisamos amostras com setores mais concentrados, se bem que na análise agregada essa variável não possui significância estatística apesar do seu sinal ser condizente com a teoria (na regressão para os setores industriais com índice de Hirschman-Herfindahl entre 0,15 e 0,25 a variável mostrou-se significativa).

Com respeito ao impacto das variações do grau de utilização da capacidade verifica-se que o sinal presente na maioria das categorias setoriais é negativo (com exceção do categoria dos setores com índice de Hirschman-Herfindahl entre 0,1 e 0,15), o que indicaria um comportamento contra-cíclico das margens de lucro e que as firmas

⁸ U.S. Department of Justice and the Federal Trade Commission, Horizontal Merger Guidelines.
<http://www.justice.gov/atr/public/guidelines/hmg-2010.html> Acesso em: 04 jan. 2012.

observam as variações na demanda ao longo do ciclo econômico, não fosse o fato dessa variável não possuir significância estatística em cada uma das categorias e no modelo com os dados agregados.

De fato, a única variável que apresenta resultados significativos em todos os casos é a Intensidade de Propaganda que, na análise agregada, apresenta um interessante coeficiente (2,26) em relação aos demais. Essa variável foi coletada das PIAs, para cada setor CNAE4, e representa um diferencial para os demais trabalhos *a priori* deste. Ela significa que o diferencial do produto tem relevante influência na determinação da variação do lucro, aspecto que se reforça ainda mais dado que a teoria considera firmas atuando monopolisticamente e em mercados de produtos homogêneos.

Esse controle para aspectos de diferenciação de produto poderia sugerir que situações de guerra de preços não são comuns visto que, conforme Wernerfelt (2003), a diferenciação reduz a sensibilidade dos preços e, dessa forma, a tentação de se iniciar uma guerra de preços. Porter (1986) discute que a diferenciação do produto gera diminuição da sensibilidade ao preço, isolando-se em maior ou menor grau as empresas concorrentes, pois permite trabalhar com uma margem de lucro maior; provoca uma redução do poder de compra, pois os consumidores não encontrariam outros produtos com as mesmas características e diminui a ameaça das empresas entrantes e dos produtos substitutos.

No entanto, para uma análise acurada do comportamento dos preços e da possibilidade de existência de guerra de preços são necessários dados a respeito dos custos e preços praticados em cada firma ou setor industrial⁹.

De uma maneira geral não foi possível determinar um efeito definido do ciclo econômico sobre as margens de lucro das indústrias. Ainda que os sinais dos coeficientes nos remetam a uma comparação mais próxima a teoria de Rotemberg e Saloner (1987), não podemos confirmar os resultados devido a pouca significância estatística do modelo.

⁹ Ver Domowiz *et. all, op. cit.*, p. 390 -396

3.2 – Resultados Comparados

Comparando os resultados gerados com os demais estudos para o caso da indústria brasileira, relacionados no capítulo 1, verificamos importantes diferenças sejam nos resultados finais, nas variáveis explicativas e suas interpretações ou na base de dados.

A começar pela base de dados: utilizamos dados setoriais a quatro dígitos, excetuando-se as variáveis de grau de utilização da capacidade e intensidade de capital para as quais precisamos extrapolar para os setores a quatro dígitos os valores encontrados a dois dígitos. Silva Jr e Suyama (2002) e Macedo e Portugal (1995) também utilizaram dados agregados setorialmente, mas Lima e Resende (2004) utilizou dados individuais da firmas.

O modelo de Lima e Resende (2004) é testado através do método generalizado dos momentos (Arellano e Bond, 1991) enquanto aqui e em Silva Jr. e Suyama (2002) segue-se a linha de desenvolvimento vista em Domowitz *et. al.* (1987) sendo que o segundo realiza a regressão utilizando o método de máxima verossimilhança (rejeita a análise do MQO) enquanto rejeitamos a hipótese do modelo de efeitos aleatórios (MQG) em prol do modelo de efeitos fixos.

Os três estudos comparados a este geraram resultados consistentes em relação a definição das variações das margens de lucro ao longo do ciclo econômico dada as variáveis explicativas e apontam para um comportamento compatível com a teoria de Green e Porter (1984), ou seja, os preços e as margens de lucro são pró-cíclicos. Assim, por eles, temos que as firmas agem monopolisticamente enquanto os preços permanecem altos, mas reverterem para um comportamento de Cournot (ou Bertrand, conforme o caso) quando os preços caem; e ainda, que elas não observam as variações na demanda.

Não chegamos a um resultado conclusivo em nosso estudo devido aos resultados dos testes de significância das variáveis escolhidas. No entanto, há de se ressaltar a construção da variável de intensidade de capital, o que representa uma evolução aos dados utilizados por Silva Jr. e Suyama (2002) devido a utilização do método do estoque perpétuo e a utilização da variável de intensidade de capital que inseriu aspectos de diferenciação do produto no debate, novidade em relação as pesquisas anteriores.

Macedo e Portugal (1995) que fizeram uma análise de corte transversal para o ano de 1985 preocuparam-se em medir a correlação entre lucratividade e concentração industrial e acharam resultados estatisticamente significativos: correlação positiva.

Em Lima e Resende (2004) a variável de concentração industrial foi estatisticamente significativa estatisticamente, mas apresentou sinal positivo apenas nas regressões com variável de ciclo econômico a nível setorial. O índice de produção (variável de ciclo econômico a nível setorial) corroborou a teoria quando foi estatisticamente significativa.

Também no estudo de Silva Jr. e Suyama (2002), os resultados foram compatíveis com a teoria: o sinal da variável de ciclo econômico foi positivo, assim como o sinal do índice de concentração. A variável de intensidade de capital, assim como aqui, apresentou sinal negativo.

Além desses resultados, outras importantes variáveis utilizadas nesses estudos não foram contempladas aqui como a lucratividade defasada (Lima e Resende, 2004) e uma medida de barreiras a entrada (Macedo e Portugal, 1995; Lima e Resende, 2004).

CONCLUSÃO

Nas linhas acima pretendíamos investigar empiricamente o comportamento das margens de lucro das indústrias manufatureiras brasileiras, atuando sob comportamento oligopolista, ao longo do ciclo econômico, à luz dos dois principais modelos teóricos que versam sobre o assunto: Green e Porter (1984) e Rotemberg e Saloner (1986). Sabemos que essa discussão é relevante para as considerações de políticas públicas dadas as implicações no comportamento dos preços¹⁰.

Analisamos os impactos da concentração industrial, do estoque de capital, da diferenciação do produto e do nível da demanda agregada sobre a variação da taxa de lucro de 234 setores industriais brasileiros no período de 1996 – 2007. O método de investigação escolhido foi, utilizando um conjunto de dados em painel de diversos setores da economia brasileira, testar as previsões dos modelos teóricos discutidos. Apresentamos os conceitos de teoria dos jogos que nos permitissem chegar ao desenvolvimento da construção dos dois modelos teóricos, assentados no modelo de oligopólio de produtos homogêneos de Cowling e Waterson (1976). Foi também apresentada a metodologia de dados em painel envolvendo a discussão acerca de modelos de efeitos fixos e aleatórios.

Embora o sinal negativo da variável *proxy* da demanda agregada, o grau de utilização da capacidade, a princípio favorecer uma interpretação contra-cíclica, infelizmente os resultados deste estudo foram inconclusivos devido a não significância estatística das variáveis. A única variável relevante para o modelo foi a Intensidade de Propaganda que representa o controle para aspectos de diferenciação do produto, novidade em estudos como este para o caso brasileiro, apesar de setorial, já que estudos anteriores analisavam setores mais homogêneos.

Outro importante aspecto a ser destacado foi a utilização do método do estoque perpétuo para estimação da variável Intensidade de Capital, no qual pretendíamos utilizar uma estimação do capital empregado em cada período ao longo do ciclo econômico a partir de um nível de investimento inicial e de uma taxa de depreciação.

¹⁰ Green e Porter (1984), por exemplo, demonstram que uma dada situação onde ocorre uma queda brusca de preços, em que os preços permanecem baixos por algum tempo, e depois há um aumento brusco de preços pode significar um sintoma de uma reação predatória das firmas líderes diante da ameaça de novas firmas entrantes. Alternativamente, supõe também que esse comportamento ser um sinal de dissolução do cartel seguida da sua restauração. Portanto, eles concluem, as intervenções públicas para promover competição serão redundantes em mercados onde esse tipo de comportamento ocorre.

A hipótese básica do método do estoque perpétuo é a homogeneidade dos bens de capital que compõem os fluxos de investimentos agregados no tempo. Devido a isso, o resultado das estimativas é mais preciso quando desagregado por setores produtivos. Infelizmente, as Contas Nacionais do Brasil não apresentam dados de investimento desagregados por setor e, portanto, as estimativas de estoque de capital por setor têm que ser feitas com dados de qualidade estatística bem mais precária (Morandi e Reis, 2004).

Os resultados indicam, então, que há muito com o que se trabalhar em termos de variáveis a serem utilizadas no modelo para o caso brasileiro. Apesar dos trabalhos comparados terem revelados resultados consistentes, há de se ressaltar que também deixaram espaços para novos estudos. Lima e Resende (2004), por exemplo, criticam a disponibilidade e a fraca correspondência dos dados contábeis com os conceitos econômicos como um entrave para avanços futuros nas pesquisas. E ainda discutem a possibilidade do uso de variáveis de controle adicionais que representassem características organizacionais das firmas.

Uma análise mais específica que considerasse grupos de firmas com características em comum como em Domowitz *et. al.* (1987) dividindo-as em indústrias de bens de consumo e indústrias de bens de produção e ainda entre níveis de concentração do mercado (esse último aspecto reproduzido em nosso estudo) apresenta-se como uma boa opção para futuras pesquisas.

BIBLIOGRAFIA

- ARELLANO, M., BOND, S. (1991), Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations, *Review of Economics Studies*, v. 58, n. 2, pp. 277-98, 1991.
- CLARKE, R., DAVIES, S. (1982), Market Structure and Price-Cost Margins, *Economica*, v. 49, n. 195, pp. 227-87.
- CONYON, M., MACHIN, S. (1991), The Determination of Profit Margins in UK Manufacturing, *Journal of Industrial Economics*, v. 39, n. 4, pp. 369-82.
- COWLING, K., WATERSON, M. (1976), Price-Cost Margins and Market Structure, *Economica*, v. 43, n. 171, pp. 267-74
- DOMOWITZ, I, HUBBARD, R. G., PETERSON, B. C. (1987), Oligopoly Supergames: Some Empirical Evidence on Prices and Margins, *Journal of Industrial Economics*, v. 35, n. 4, pp. 379-398.
- FERREIRA, P. C., GUILLÉN, O.T.C. (2004), Estrutura Competitiva, Produtividade Industrial e Liberalização Comercial no Brasil, *Revista Brasileira de Economia*, vol. 58, n. 4, PP. 507-532.
- FERREIRA, P. C., ELLERY JR, R., GOMES, V. (2008), Produtividade Agregada Brasileira (1970-2000): Declínio Robusto e Fraca Recuperação, *Estudos Econômicos*, vol. 38, n. 1, pp. 31-53.
- GIBBONS, R. (1992), Game Theory for Applied Economists, Princeton: Princeton University Press.
- GREEN, E. J., PORTER, R. H. (1984), Noncooperative Collusion Under Imperfect Price Information, *Econometrica*, v. 52, n. 1, pp. 87-100.
- GUJARATI, D. N. (2006), Econometria Básica, Rio de Janeiro: Ed. Elsevier
- HAMILTON, L. C. (2009), Statistics with Stata (Update for Version 10), Belmont-CA: Cengage
- HASKEL, J., MARTIN, C. (1994), Capacity and Competition: Empirical Evidence on UK Panel Data, *Journal of Industrial Economics*, v. 42, n. 1, pp. 23-44.
- JOHNSTON, J., DiNARDO, J. (1997), Econometric Methods, Irvine: McGraw-Hill, 4th edition.
- KUPFER, D., HASENCLEVER, L. (2002), Economia Industrial: Fundamentos Teóricos e Práticas no Brasil, Rio de Janeiro: Ed. Campus.
- LIMA, M. A. M., RESENDE, M. (2004), Profit Margins and Business Cycles in the Brazilian Industry: A Panel Data Study, *Applied Economics*, , vol. 36, n. 9, pp. 923-930,.

MACEDO, P. B., PORTUGAL, S. S. (1995), Estrutura de Mercado e Desempenho na Indústria Brasileira, *Revista Brasileira de Economia*, v. 49, n. 4, pp. 685-95.

MACHIN, S., VAN REENEN, J. (1993), Profit Margin and the Business Cycle: Evidence from UK Manufacturing Firms, *Journal of Industrial Economics*, v. 41, n. 1, pp. 29-50.

MARQUES, L. D. (2000), Modelos Dinâmicos com Dados em Panel: Revisão de Literatura. Dissertação de Mestrado. Faculdade de Economia do Porto, Portugal

MORANDI, L., REIS, E. J. (2004), Estoque de Capital Fixo - Novas Estimções, 1950-2002. In: XXXII ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 2004, João Pessoa. ANAIS DO XXXII ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA - ANPEC, 2004.

MUELLER, D. C. (1990), The Dynamics of Company Profits: an International Comparison, Cambridge: Cambridge University Press.

NISHIMURA, K. G., OHKUSA, Y., ARIGA, K. (1999), Estimating the Mark-Up over Marginal Cost: a Panel Analysis of Japanese Firms 1971-1994, *International Journal of Industrial Organization*, v. 17, n. 8, pp. 1077-111.

PORTER, M. E. Estratégia Competitiva: Técnicas para Análise de Indústrias e da Concorrência. Rio de Janeiro: Ed. Campus, 1986.

ROTEMBERG J. J., SALONER, G. (1986), Supergame-Theoretic Model of Price Wars During Booms, *American Economic Review*, v. 76, n. 3, pp. 390-407.

SILVA JÚNIOR, G. G., SUYAMA, E. (2003) Macroeconomic Fluctuations and Collusive Behavior in Brazilian Industrial Sectors: Some Empirical Evidence from Panel Data. *Revista de Economia e Administração*, v. 2, n. 2, pp. 1-22

SMALL, I. (1997), The Cyclicalities of Mark-Ups and Profit Margins: Some Evidence for Manufacturing and Services, Bank of England Working Paper, n. 72.

TIROLE, J. (1988) The Theory of Industrial Organization, Cambridge-MA: MIT Press

WERNERFELT, B. (2003) Resources, Adjustments, and Diversification: Evidence from Production Functions. Massachusetts Institute of Technology (MIT) Sloan School of Management Working Papers, n. 4277-03.

YAFEE, R. (2003), Primer for Panel Data Analysis, Social Sciences, Statistics & Mapping, Connect Information Technology at NYU, Fall 2003. Disponível em: <http://www.nyu.edu/its/pubs/connect/fall03/yaffee_primer.html>. Acesso em: 12 jul. 2011.

APÊNDICE A – ÍNDICE DE LERNER

Este apêndice demonstra os resultados do Índice de Lerner para os casos de monopólio e de Cournot e é baseado em Tirole (1988).

Índice de Lerner para o caso de Monopólio

Seja $q = D(p)$ a demanda pelo bem do monopólio, com função de demanda inversa $p = P(q)$. Seja $C(q)$ o custo de produzir q unidades desse bem. Assumimos que a demanda é derivável e decrescente em relação ao preço (i.e., $D'(p) < 0$), e que o custo é derivável e crescente em relação a produção.

Um monopolista maximizador de lucros escolhe o preço de monopólio p^m de modo que

$$\max_p [pD(p) - C(D(p))]$$

A condição de primeira ordem para esse problema é

$$p^m - C'(D(p^m)) = -\frac{D(p^m)}{D'(p^m)}$$

ou

$$\frac{p^m - C'}{p^m} = \frac{1}{\varepsilon}$$

, onde $\varepsilon = -\frac{D'(p^m)}{D}$ representa a elasticidade da demanda ao preço de monopólio p^m . O resultado, indica que o “markup” relativo – a taxa entre a margem de lucro (preço menos custo marginal) e o preço; também chamado de Índice de Lerner – é inversamente proporcional a elasticidade da demanda.

Índice de Lerner para o caso de Cournot

$$\text{Seja } \pi^i(q_i, q_j) = q_i P(q_i + q_j) - C_i(q_i)$$

, a função lucro para o caso onde as firmas escolhem suas quantidades simultaneamente (Cournot). Cada firma maximiza seu lucro dada a quantidade escolhida pela outra firma. Assumindo que a função de produção é estritamente côncava em q_i e duas vezes diferenciável, temos que

$$q_i = R_i(q_j)$$

, onde R_i é a curva de reação da firma i :

$$\pi_i^i(R_i(q_j), q_j) = 0$$

Se assumirmos que o lucro marginal da firma i é decrescente em relação a quantidade da outra firma, então a função de reação é inclinada para baixo. As quantidades de equilíbrio são representadas na equação abaixo pela interseção das duas curvas de reação.

$$\pi_i^i = P(q_i + q_j) - C'_i(q_i) + q_i P'(q_i + q_j) = 0$$

Essa equação pode ser reescrita como

$$L_i = \frac{\alpha_i}{\varepsilon}$$

, onde $L_i \equiv \frac{P - C'_i}{P}$ é o Índice de Lerner da firma i ; $\alpha_i \equiv \frac{q_i}{Q}$ é o *market share* da firma i ($Q = q_i + q_j$), e $\varepsilon \equiv -\frac{P'}{P} Q$ é a elasticidade da demanda.

Portanto, o Índice de Lerner é proporcional ao poder de mercado (*market share*) das firmas e inversamente proporcional a elasticidade da demanda.

APÊNDICE B – MÉTODO DO ESTOQUE PERPÉTUO

Este apêndice oferece uma breve definição do método do estoque perpétuo, uma forma de estimar indiretamente o estoque de capital fixo dos setores industriais, e foi extraído de Morandi e Reis (2004).

O método do estoque perpétuo (“*Perpetual Inventory Method*”) estima o estoque bruto de capital fixo do ativo i no período t , $EBCF_t^i$, como a soma do investimento bruto, IB_t^i , realizado em um período igual ao da vida útil estimada, θ , do ativo i .

$$EBCF_t^i = \sum_{j=t-\theta+1}^t IB_j^i$$

A estimação do estoque líquido de capital fixo, $ELCF_t^i$, é obtida, para cada categoria de ativo, deduzindo-se do estoque bruto o valor acumulado do consumo de capital que ocorre ao longo de sua vida útil. Para simplificar, suporemos que o consumo de capital equivale ao valor da depreciação, D_t^i , definida como a mudança no valor de um ativo. Esta perda de valor estaria associada à depreciação física ou perda de eficiência devida ao envelhecimento ou uso, bem como a desastres ou obsolescência tecnológica do ativo, e corresponderia, portanto, a um custo incorrido ou uma dedução na renda gerada na produção.

Assim,

$$ELCF_t^i = \left(\sum_{j=t-\theta+1}^t IB_j^i \right) - D_t^i$$

sendo,

$$D_t^i = \sum_{j=t-\theta+1}^t (\delta_j^i * IB_j^i)$$

onde δ é a taxa de depreciação do ativo i no período j .